



La relation entre flux d'entrées nets et performance des fonds : une étude appliquée au cas des OPCVM actions français

Raphaëlle Bellando, Linh Tran Dieu

► To cite this version:

Raphaëlle Bellando, Linh Tran Dieu. La relation entre flux d'entrées nets et performance des fonds : une étude appliquée au cas des OPCVM actions français. 2009. halshs-00451026

HAL Id: halshs-00451026

<https://shs.hal.science/halshs-00451026>

Submitted on 28 Jan 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

La relation entre flux d'entrées nets et performance des fonds : une étude appliquée au cas des OPCVM actions français

Raphaëlle BELLANDO* et Linh TRAN DIEU*

mars 2009

Résumé:

Cet article étudie la relation entre les flux nets et la rentabilité relative des fonds actions français pendant la période 1992-2007. En utilisant la méthode des doubles *clusters*, on montre qu'il existe une relation convexe entre les flux nets et le rang de performance pour l'année précédente, c'est-à-dire qu'au sein des fonds « stars » le rang de performance influence positivement l'attractivité du fonds, alors que pour les fonds de performance relative moyenne ou faible, il n'y a pas d'effet des performances passées. Nous montrons aussi que les calculs de rentabilité se fondent vraisemblablement sur des horizons courts. De plus comme dans le cas américain, la convexité est plus importante pour les « jeunes » fonds français. Toutefois, la relation est quantitativement et qualitativement moins marquée que dans le cas américain, ce qui traduit probablement les spécificités françaises en matière de distribution des fonds. Enfin, la convexité n'apparaît que dans les segments les plus larges du marché (France et Europe) ce qui pourrait traduire le faible degré de sophistication de leur clientèle d'investisseurs.

Abstract:

This article studies the flow-performance relationship in French equity funds between 1992 and 2007. Using standard errors with clustering in two dimensions we find a convex relation between current net flows and past relative performance. For high performance funds, ranks of performance influence positively the flows of funds whereas for the medium or low performing funds, there is no significant effect of past performance. However, the relation seems qualitatively lower than in the American case. This is probably due to the specificities of French market, where most funds are distributed by banks. We also show that investors appear concerned about short horizons performance (6 months or 1 year). Moreover, convexity is more important for “the young” funds. Lastly, the convexity appears only in the standard market segments (France and Europe).

*Laboratoire d'Economie d'Orléans, UMR CNRS 6221

raphaelle.bellando@univ-orleans.fr

linh.tran-dieu@univ-orleans.fr

Introduction

La littérature sur la gestion d'actifs déléguée montre qu'il peut exister un conflit d'intérêt entre les gérants des fonds et les investisseurs, lié aux asymétries d'information : le gérant collecte des informations et les utilise hors du contrôle de l'investisseur (Stracca (2005) et Bellando (2008)). Or les objectifs des deux parties divergent, l'investisseur désirant maximiser la rentabilité ajustée du risque, tandis que le gérant étant en général rémunéré en pourcentage de l'actif sous gestion, il est incité à agir de façon rendre son fonds le plus attractif possible.

Un certain nombre de travaux (Ippolito (1992), Chevalier et Ellison (1997) et Sirri et Tufano (1998)) montrent qu'il existe, pour les fonds américains, une relation asymétrique entre les performances relatives passées d'un fonds et son attractivité. Plus précisément les fonds ayant réalisé les meilleures performances passées connaissent des flux entrants significatifs, alors que les fonds moins performants ne subissent pas de sorties significatives. Cette asymétrie qui confère au gain du gérant le profil d'une option *call*, serait à l'origine d'un phénomène de tournoi entre les fonds qui pourraient être tentés, pour remonter dans le classement, de prendre des risques excessifs, puisque cette stratégie serait payante en configuration favorable, sans pour autant être pénalisante en configuration défavorable (Brown, Harley et Starks (1996) et Chevallier et Ellison (1997)).

L'objectif de ce travail est d'analyser les déterminants des flux nets d'entrées dans les fonds au regard de cette littérature dans le cas français. En effet, à l'exception du travail mené par Jondeau et Rockinger (2004) sur les fonds actions françaises, aucune étude de ce type n'a été jusqu'ici réalisée dans le cas des fonds français alors même que la France est un des leaders mondiaux de l'industrie des fonds, et que cette industrie présente certaines spécificités en matière de distribution. L'objectif de cette étude est donc de vérifier empiriquement s'il existe en France une relation convexe entre les flux nets et la performance des fonds pour l'ensemble des fonds actions. Relativement aux études précédentes, notre contribution s'inscrit aussi dans la méthode économétrique utilisée. Si la plupart des travaux antérieurs utilisent les méthodes économétriques qui, selon Petersen (2005) seraient potentiellement biaisées (les écart-types associés aux estimateurs sont incorrectement estimés), notre étude applique la méthode des *clusters*, présentée par Cameron, Gelbach et Miller (2006) et Thompson (2006), qui permet de corriger ces biais.

Dans le cas français, Jondeau et Rockinger (2004) obtiennent des résultats sensiblement différents de ceux de la littérature américaine, l'attractivité des fonds ne semblant pas liée à leur rang de performance passée. Les résultats de notre étude –plus exhaustive que celle de ces deux auteurs du point de vue de l'échantillon retenu¹- sont plus proches de ceux des études antérieures : comme dans le cas américain, nous attestons de l'existence d'une relation convexe entre les flux nets et la rentabilité du fonds. Les fonds les plus performants attirent plus de souscriptions alors que les moins performants ne connaissent pas de sorties significatives. Nous examinons par ailleurs la relation au sein de différentes catégories et nous montrons que la convexité est plus marquée pour les fonds investis dans la zone France, qui est probablement le segment dans lequel le poids des investisseurs peu sophistiqués (c'est-à-dire ayant une connaissance superficielle des mécanismes de la finance) est le plus élevé.

Toutefois, les estimations étant de moindre qualité que dans le cas américain, nous pouvons nous rapprocher des conclusions de Jondeau et Rockinger (2004) selon lesquelles les investisseurs français sont probablement captifs d'un système de distribution dominé par les banques et les assurances, dans lequel d'autres éléments que les performances passées interviennent dans leurs choix.

Le papier est organisé de manière suivante : la première partie présente une revue de la littérature sur la relation entre les flux nets et la performance des fonds. La deuxième partie propose une description des données. La troisième partie expose la forme de la relation estimée et la méthode utilisée, la quatrième partie présentant les résultats empiriques.

1. La littérature

Après avoir présenté une revue de la littérature sur la relation entre les flux nets et la performance des fonds, nous exposons les explications théoriques qui en sont données.

¹L'étude de Jondeau et Rockinger porte sur 200 fonds entre 1985 et 2000, et est sujette au biais du survivant. Ils concluent que les détenteurs de parts d'OPCVM se comportent comme des clients « passifs », qui investissent de façon systématique et qui, à cause des coûts de transactions importants, ne sont pas libres de transférer l'argent d'un fonds à un autre sur la base de leurs performances.

1.1. La convexité de la relation entre les flux nets et la performance des fonds

Il existe maintenant dans le cas des Etats-Unis de nombreux travaux qui attestent que la relation entre les flux nets et la performance des fonds n'est pas linéaire. Le plus ancien, Ippolito (1992) étudie l'impact de la performance sur les flux nets des fonds de 1966 à 1984. L'auteur fait une régression en panel qui explique les flux nets des fonds, par les retards de la performance, mesurés par le coefficient alpha de Jensen. Les résultats montrent que la performance influence positivement les flux nets des fonds. L'auteur étudie aussi l'impact des différents niveaux de la performance sur les flux nets des fonds en ajoutant des variables muettes représentant les fonds performants (alpha positif) et les fonds non performants (alpha négatif), il montre que les fonds dont le alpha est positif connaissent des entrées presque trois fois plus grandes que les sorties subies par les fonds dont le alpha est négatif.

Sirri & Tufano (1998) utilisent 690 fonds pendant la période de 1971 à 1990 pour étudier la relation entre les flux nets et la performance relative des fonds (mesurée par le rang de classement des fonds selon la performance de l'année précédente). Les auteurs cherchent à capter la non-linéarité de la relation entre les flux nets et la performance relative (le rang) en distinguant cinq groupes selon le niveau de classement. A l'intérieur de chaque groupe ils supposent une relation linéaire entre les flux nets et la performance. Pour analyser l'impact de la performance relative sur les flux nets des fonds, Sirri & Tufano (1998) réalisent des régressions par morceaux ou *piecewise*. Ils montrent en classant les fonds à partir de diverses mesures de la performance des fonds, que s'agissant des mieux classés, le rang de classement explique positivement et significativement les flux nets des fonds. Pour les fonds de performance moyenne, la relation est statistiquement faible. Enfin, les moins performants ne subissent pas de sorties significatives. Huang, Wei & Yan (2006) utilisent la même méthode que Sirri & Tufano (1998) et trouvent encore une asymétrie entre les flux nets et la performance relative des fonds. Curieusement, les moins performants connaissent aussi des entrées même si elles ne sont pas aussi importantes que celles des autres niveaux. Enfin Barber, Odean & Zheng (2002) trouvent des résultats semblables avec une technique qui ne diffère que par le fait que la non linéarité de la relation est captée par la présence d'une fonction quadratique sur les rentabilités dans les variables explicatives.

Le travail de Chevalier & Ellison (1997) sur les incitations implicites des fonds pendant la période de 1982 à 1992 se distingue des précédents par sa méthode (une estimation non paramétrique appliquée pour le modèle linéaire partiel proposé par Robinson (1988)) et parce qu'ils considèrent que la relation entre les entrées et les performances des fonds est

différente selon l'âge des fonds. Ils montrent qu'il existe une relation convexe entre les flux nets et la performance pour tous les fonds, et que le degré de convexité est plus important chez les jeunes fonds (moins de 2 ans d'existence) que chez les autres.

Au total donc, il semble que dans le cas américain la relation entre les flux nets d'entrées dans un fonds et un indicateur de sa rentabilité passée soit de forme convexe, avec une partie plane pour des valeurs négatives qui indique que les investisseurs ne sortent pas particulièrement des fonds les moins rentables (et sont insensibles aux rendements des fonds quand ils deviennent inférieurs à un certain niveau), puis une partie croissante ce qui signifie que parmi les fonds les plus rentables (certaines études semblent attester que cette relation joue pour les 20% les meilleurs), le rang de classement des fonds affecte positivement leur attractivité.

1.2. L'explication de la convexité entre les flux nets et la performance

Les explications de la forme de cette relation entre flux nets et performance sont nombreuses mais peuvent être regroupées en trois catégories. La rentabilité serait un indicateur de l'habileté des gérants. La relation tiendrait aux coûts qu'encourent les investisseurs dans la recherche d'un fonds. Enfin, des éléments psychologiques relevant de la finance comportementale sont évoqués.

1.2.1. La rentabilité passée comme indicateur de l'habileté des gérants de fonds

Selon cette première vague d'explications, l'incertitude des investisseurs quand à l'habileté des gérants joue un rôle déterminant dans le choix d'un fonds.

Ippolito (1992) par exemple, montre dans un modèle sans coûts de recherche de l'information, ni coûts de transaction que les investisseurs ont intérêt à se fier au signal qui leur est donné par la rentabilité passée d'un fonds puisque celui-ci permet d'augmenter la probabilité de tomber sur un fonds dont le gérant a une habileté supérieure. Dans ce cadre très simplifié, les investisseurs concentrent leurs placements sur le fonds le plus rentable.

Cette idée est étoffée par Berk et Green (2004). Dans leur modèle, la pente croissante de la relation entre rentabilité relative passée et entrées dans le fonds est liée au fait que la rentabilité fournit un signal informatif imparfait de l'habileté du gérant. Si le signal était parfait, les investisseurs choisiraient tous le meilleur fonds. Plus généralement la pente est une fonction croissante de la qualité du signal transmis par les rentabilités. Dans le cas où le signal

est imparfait, la pente dépend aussi de la précision des *a priori* (*priors*) du marché à propos de l'habileté des fonds : plus ceux-ci sont précis, moins l'information apportée par les rendements est prise en compte et plus la pente est faible. Enfin la pente est liée à l'âge du fonds : plus un fonds est jeune plus sa rentabilité relative passée joue un rôle dans les décisions des investissements. On retrouve là une idée classique selon laquelle les jeunes fonds n'ayant pas encore de réputation, les investisseurs seraient plus sensibles aux signaux qu'ils fournissent.

Enfin, la rentabilité passée perdrait de son caractère informationnel quant à l'habileté du gérant pour les fonds les moins performants. Ainsi, Lynch & Musto (2003) expliquent la partie plane de la courbe par le fait qu'un fonds qui aurait des performances médiocres devrait soit changer de stratégie soit changer de gestionnaire.

1.2.2. Les coûts

Sirri & Tufano (1998), Huang, Wei & Yan (2004) et Pagani (2006) étudient le rôle des coûts de transaction dans la décision de vente ou d'achat des investisseurs. Le coût de transaction est mesuré par le coût d'entrée et de sortie d'un fonds. Même si les investisseurs considèrent la performance passée comme une mesure fiable de la qualité d'un fonds, ils ne peuvent pas librement quitter les fonds les moins performants pour aller vers les plus performants, car ils sont contraints par les coûts de transaction. Cela expliquerait pourquoi les fonds moins performants ne connaissent pas de sorties significatives.

Huang, Wei & Yan (2004) étudient théoriquement l'effet du coût de participation des nouveaux investisseurs qui contient à la fois les coûts de recherche et les coûts d'entrée, sur la relation entre les flux nets et la performance. En effet, la performance anticipée du fonds, qui est supposée pouvoir être inférée à partir de la performance passée, devrait dépasser le coût que les investisseurs doivent payer pour y investir. Les coûts de participation diffèrent en premier lieu entre les investisseurs puisqu'ils n'ont pas la même capacité à détecter les « bons » fonds. Mieux un fonds sera classé, plus nombreux seront les investisseurs pour lesquels la rentabilité attendue excède le coût de participation.

Du côté des fonds, il existe aussi des divergences de coûts. Certains fonds sont médiatisés et l'on peut supposer que cela entraîne un coût de participation plus faible. A l'opposé, des fonds moins connus devront compenser leur absence de notoriété par de meilleures performances. La sensibilité de flux de fonds à la rentabilité (et plus largement le

degré de convexité de la relation) devrait par conséquent être décroissante avec le degré de notoriété².

1.2.3. Les explications psychologiques

Barber, Odean & Zheng (2000) pensent que les investisseurs n'utilisent pas le même critère pour les décisions de vente et d'achat d'un fonds. Lorsqu'ils achètent un fonds, ils pensent que la performance passée représente la perspective future du fonds. En revanche, ils hésitent à vendre leurs parts d'un fonds peu performant car ils réalisent dans ce cas une perte. Cette dualité des comportements à l'égard des gains et des pertes illustre l'effet dit de disposition de Shefrin & Statman (1985), et est un des effets de la finance comportementale les plus avérés.

Dans un même ordre d'idée, Goetzmann & Peles (1997) expliquent empiriquement la forme convexe de la relation entre les flux nets et la performance par un phénomène de dissonance cognitive. La dissonance cognitive implique que les individus déforment la réalité pour donner plus de valeur à leurs choix passés. Dans le contexte des décisions d'investissement, la dissonance cognitive peut être considérée comme un coût psychologique que les investisseurs cherchent à réduire en ajustant leur opinion sur l'efficacité des choix d'investissements passés. A partir de questionnaires adressés à des investisseurs particuliers, les auteurs montrent que ceux-ci tendent à surestimer la performance des fonds qu'ils ont choisis, tandis qu'ils ont une vision bien plus exacte de la rentabilité de fonds qui leurs sont imposés par leur entreprise. De ce fait, les investisseurs ne sortiraient pas des fonds mal classés car ils en surestimeraient la performance.

En conclusion, plusieurs évidences théoriques et empiriques montrent qu'il existe une relation positive et convexe entre les flux nets et la performance passée des fonds. Cette convexité de la relation entre les flux nets et la performance est due au fait que les investisseurs ne considèrent pas la performance passée comme la seule mesure de la qualité des fonds, d'autres facteurs (les coûts de transaction, les coûts de recherche etc...) affectent la décision de placement.

² L'argument est proche de celui de Berk et Green (2004) qui expliquent que la pente de la relation est plus forte chez les jeunes fonds, par définition peu réputés.

2. Les données

Dans cet article, nous utilisons trois types de données fournies par la société Europerformance. Nous disposons tout d'abord des caractéristiques de 3386 fonds : leur forme juridique (FCP ou SICAV), le secteur et la zone géographique où les fonds investissent, le mode de distribution des dividendes... Nous disposons par ailleurs les valeurs liquidatives quotidiennes des fonds entre 1989 et 2007. Ce fichier permet le calcul des rentabilités pour chaque année. Enfin, nous disposons des valeurs mensuelles de l'actif des fonds entre 1992 et 2007. A partir de ces données, nous calculons les flux nets relatifs des fonds pour chaque année de 1992 à 2007, les rentabilités pour chaque année de 1989 à 2006. Nous avons exclu une vingtaine de fonds dont l'actif au début de l'année considérée étant très faible, les taux de croissance de l'actif net en cours d'année prenaient des valeurs extrêmement grandes. Pour chaque année, seuls les fonds qui ont vécu au cours des douze mois précédents sont pris en compte. Les nouveaux fonds entrent dans l'échantillon l'année suivant leur création et ceux qui ont disparu font partie de la base de données jusqu'à l'année qui précède leur liquidation. Nous avons par ailleurs corrigé les valeurs liquidatives des variations liées aux divisions ou au regroupements de parts.

Les résultats de notre étude ne sont pas sujets au biais du survivant souvent évoqué dans la littérature. En effet, ne pas prendre en considération des fonds disparus (une partie d'entre eux parce qu'ils ont eu des performances médiocres) pourrait conduire à laisser de côté des réactions à des sous-performances.

Notre échantillon est composé de fonds dont le mode de distribution des résultats est différent : certains capitalisent leurs bénéfices, d'autres distribuent leurs résultats et d'autres enfin optent pour un mode de distribution des résultats en fonction d'une décision des actionnaires. Or nous ne disposons pour calculer la rentabilité d'un fonds que de sa valeur liquidative, et non de la valeur des dividendes distribués. La rentabilité des fonds qui distribuent leurs bénéfices est par conséquent sous-estimée par rapport aux fonds qui capitalisent. Le problème est identique pour les fonds dont le mode de distribution des résultats dépend de la décision des actionnaires. Pour éviter les erreurs de mesure qui en résulteraient, nous avons limité notre étude aux fonds qui capitalisent. Le tableau 1 représente le nombre de fonds pour chaque année de 1992 à 2007 dans notre échantillon.

Par ailleurs, pour établir des rangs de performances homogènes en particulier du point de vue du risque pris, nous cherchons à distinguer les fonds selon leur orientation de gestion. Nous avons adopté un niveau de classification des fonds qui distingue six catégories, cinq zones géographiques et une catégorie « secteur » pour les fonds qui adoptent une orientation sectorielle sans orientation géographique spécifique. Le tableau 2 indique pour chaque année le nombre de fonds pour chacune des catégories retenues.

Tableau 1 : Le nombre de fonds de 1992 à 2007

| Année | Nombre de fonds |
|--------------|------------------------|
| 1992 | 434 |
| 1993 | 489 |
| 1994 | 537 |
| 1995 | 589 |
| 1996 | 628 |
| 1997 | 704 |
| 1998 | 789 |
| 1999 | 887 |
| 2000 | 1026 |
| 2001 | 1157 |
| 2002 | 1231 |
| 2003 | 1254 |
| 2004 | 1199 |
| 2005 | 1166 |
| 2006 | 1189 |
| 2007 | 1172 |

Tableau 2 : Le nombre de fonds dans chaque catégorie.

| Années | Amérique | Asie | Europe | France | International | Secteur |
|---------------|-----------------|-------------|---------------|---------------|----------------------|----------------|
| 1992 | 34 | 52 | 103 | 120 | 47 | 69 |
| 1993 | 37 | 59 | 119 | 143 | 51 | 71 |
| 1994 | 44 | 74 | 130 | 154 | 52 | 75 |
| 1995 | 49 | 81 | 142 | 168 | 56 | 86 |
| 1996 | 52 | 87 | 150 | 182 | 63 | 92 |
| 1997 | 56 | 96 | 185 | 198 | 71 | 98 |
| 1998 | 63 | 99 | 233 | 197 | 92 | 105 |
| 1999 | 62 | 92 | 302 | 213 | 106 | 112 |
| 2000 | 72 | 97 | 347 | 232 | 124 | 154 |
| 2001 | 80 | 103 | 379 | 245 | 157 | 193 |
| 2002 | 92 | 103 | 409 | 248 | 187 | 192 |
| 2003 | 89 | 97 | 432 | 252 | 193 | 191 |
| 2004 | 96 | 88 | 427 | 231 | 174 | 183 |
| 2005 | 99 | 84 | 432 | 226 | 156 | 169 |
| 2006 | 101 | 87 | 462 | 227 | 148 | 164 |
| 2007 | 110 | 86 | 450 | 212 | 154 | 160 |

3. Les spécifications de la relation estimée

L'idée générale ici est de tester si la performance des fonds influence leurs flux nets. Dans un premier temps, nous exposons la forme générale des relations testées ainsi que la construction des variables qui y interviennent. Nous présentons ensuite le principe de la méthode utilisée, qui présente l'originalité relativement aux autres travaux sur cette question, de corriger les écarts-types d'un biais potentiel lié à la nature des données.

3.1. La relation entre les flux nets et la performance des fonds et la construction des variables

Conformément aux travaux menés jusque là, les flux nets d'un fonds i au cours d'une année t sont exprimés en taux de croissance³. Cette variable qui sera expliquée dans nos estimations est calculée très classiquement :

$$flux_net_{i,t} = \frac{AN_{i,t} - AN_{i,t-1}}{AN_{i,t-1}} - R_{i,t}$$

Avec $AN_{i,t}$ l'actif net du fonds i à la date t , et $R_{i,t}$ la rentabilité du fonds i à la date t , calculée selon :

$$R_{i,t,h} = \frac{VL_{i,t} - VL_{i,t-h}}{VL_{i,t-h}} \quad \text{Où } VL_{i,t} \text{ est la valeur liquidative du fonds } i \text{ à la date } t, h$$

l'horizon du calcul de rentabilité (en année).

La performance d'un fonds est évaluée ici à partir de sa rentabilité brute⁴. Nous n'avons pas utilisé des mesures de performances plus sophistiquées, (*alpha* de Jensen ou d'un modèle multifactoriel à la Fama et French) dans la mesure où les travaux qui dans la littérature multiplient les mesures de performance n'obtiennent pas de résultats qualitativement différents⁵. Par ailleurs, les *alphas* de ces modèles résultant d'une estimation,

³ Ber et Ruenzi (2006) discutent de cette mesure et montrent que la relation entre les flux nets et la performance passée des fonds n'est pas affectée lorsqu'on utilise les différentes mesures des flux nets.

⁴ Cette mesure peut paraître peu pertinente pour décrire les choix d'investisseurs sophistiqués, puisqu'elle ne prend en compte ni le risque ni le benchmark du fonds. Cette question sera abordée plus loin, la calcul des rangs au sein d'une catégorie de fonds tentant de capter cet effet. Par ailleurs les différences de comportements des investisseurs est abordée au point 4.2.

⁵ Ainsi, des estimations que nous avons menées ici à partir du ratio de Sharpe, ne font pas apparaître de réelle différence avec les résultats que nous présentons.

leur utilisation pour calculer des rangs est problématique puisque cela revient à classer des fonds alors que leurs *alphas* ne diffèrent pas significativement.

Comme nous ne connaissons pas *a priori* la durée sur laquelle les investisseurs évaluent en moyenne la rentabilité d'un fonds, nous calculons la rentabilité à 6 mois ($h=0.5$), 1 an, 2 ans et enfin 3 ans. En fait, on aimerait ici parvenir à déterminer sur quel type d'échéance se fondent les investisseurs lorsqu'ils choisissent un fonds. Sont-ils plutôt sensibles à des performances récentes, ou préfèrent-ils fonder leurs décisions de placement sur la capacité d'un fonds à maintenir une rentabilité relative sur plus longue période ? La réponse recouvre des enjeux importants : nous avons vu plus haut qu'une des conséquences supposées par la convexité de la rémunération des gérants de fonds était que, se trouvant dans une sorte de tournoi, les fonds avaient des incitations à prendre des risques excessifs pour améliorer leur classement. Or cette incitation est d'autant plus forte que l'horizon informationnel des investisseurs est court. Ainsi, si les investisseurs s'intéressent au classement des fonds sur longue période, ils exigent une certaine persistance des performances et les fonds devraient moins pouvoir compter sur un coup de chance, liée à une prise de risque, pour s'assurer une rentabilité satisfaisante.

Nous nous référons aux rangs de rentabilité comme mesure des performances relatives. En effet, la concurrence (le tournoi) entre les fonds suppose que les investisseurs s'intéressent plutôt à la performance relative, donc au classement des fonds, qu'à la performance absolue. De plus, pour comparer les résultats des fonds de façon homogène en terme de risque, on classe les rentabilités passées des fonds selon la catégorie dans laquelle les fonds se spécialisent. Après avoir obtenu le rang des fonds, on le normalise entre 0 et 1 en divisant le rang initial par le nombre de fonds de la catégorie, ce qui permet de comparer la performance des fonds de façon indépendante de la taille de chaque groupe. Le fonds qui obtient la rentabilité passée la plus élevée de sa catégorie a un rang égal à 1 et celui qui génère la moins bonne performance a donc un rang égal à 0.

Par ailleurs, pour autoriser une relation non linéaire entre les flux de fonds et les rangs, nous utilisons la méthode de régression *piecewise* ou *spline* utilisée par Sirri et Tufano (1998) (voir l'annexe 1 pour les détails de cette méthode) avec 10 classes de rangs. Dans cette relation, on autorise donc la pente de la relation entre flux et rang de performance à différer selon le décile de performance tout en imposant la continuité de la relation. Au total la relation testée est de la forme suivante, les β_j mesurant la pente de la relation à l'intérieur du décile j :

Régression 1a :

$$flux_net_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^{10} \beta_j décile_{i,j,(t-1)} + \sum_k \delta_k control_{k,i,(t-1)} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

La littérature antérieure évoque une relation convexe entre les flux nets et la performance des fonds où les meilleurs fonds attirent beaucoup plus de souscriptions alors que les moins performants ne subissent pas de sorties significatives. Dans ce cas, on devrait trouver le(s) coefficient(s) associé(s) aux rangs des déciles les plus élevés significativement positifs⁶ et les coefficients associés aux autres déciles non significatifs. La régression est estimée pour tous les fonds, puis pour les jeunes fonds seulement, de façon à vérifier la prédiction théorique déjà évoquée (et le résultat empirique obtenu par Chevalier et Ellison (1997) dans le cas des *mutual funds* américains) selon laquelle la convexité de la relation serait plus forte pour les jeunes fonds.

Des variables de contrôle, notées plus haut $control_{k,i,(t-1)}$, sont ajoutées pour prendre en compte d'autres facteurs qui expliquent le niveau absolu des flux nets de fonds. Il s'agit de la taille, de l'âge du fonds, de son niveau de risque, des flux nets totaux dans chaque zone géographique ou sectorielle et de la taille de la famille.

La taille du fonds est mesurée par $\log(AN_{i,t-1})$. Si les flux nets ne sont pas proportionnels à la taille des fonds, leur taux de croissance devrait être d'autant plus faible que la taille des fonds est grande. Etant donné que la variable expliquée dans la régression est calculée en terme de taux de croissance, on peut attendre une relation négative entre la variable expliquée et la taille. On peut penser que le coefficient associé à la variable « taille » est significativement négatif⁷.

L'âge des fonds peut affecter les entrées dans les fonds. D'un côté, les jeunes fonds, qui viennent d'être créés, profitent plus des activités de marketing, et toutes choses égales par ailleurs, cela leur permettrait d'attirer l'attention des investisseurs et d'obtenir plus de souscriptions. D'un autre côté, étant donné que les « vieux » fonds existent longtemps sur le

⁶ Sirri et Tufano (1998) montrent que les fonds commencent à attirer plus d'investisseurs à partir d'un rang supérieur à 0.8.

⁷ Certains travaux (Chen, Hong, Huang et Kubik (2002)) semblent montrer que l'industrie de la gestion collective est sujette à des déséconomies d'échelle et les grands fonds obtiendraient donc toutes choses égales par ailleurs une moindre rentabilité que les fonds de taille plus modeste. Cet effet devrait toutefois être intégré dans les rangs et il n'est pas certain qu'il ait un rôle explicatif ici.

marché, ils permettent aux investisseurs de diminuer les coûts de recherche d'informations, et pourraient le cas échéant profiter leur réputation. Aussi peut-on imaginer que les « vieux » fonds obtiennent plus d'entrées toutes choses égales par ailleurs que les autres. On ajoute alors dans la régression deux variables muettes supposées capter ces effets : la variable «vieux» égale à 1 si l'âge du fonds est supérieur ou égal à 8 ans, et égale à 0 sinon. La variable «jeune» est égale à 1 si l'âge du fonds est inférieur ou égal à 3 ans et à 0 sinon. Les coefficients associés à ces deux variables pourraient, selon les arguments qui viennent d'être développés, être significativement positifs.

On introduit aussi le niveau de risque du fonds, mesuré par l'écart-type des rentabilités mensuelles du fonds pour les périodes correspondantes à celles utilisées pour calculer les rentabilités des fonds (6 mois, 1, 2 ou 3 ans). On attend logiquement une relation négative entre les flux nets et le niveau de risque du fonds.

On ajoute aussi les flux nets totaux des différentes catégories telles qu'elles sont décrites dans le tableau 2. En effet, certains secteurs du marché connaissent des périodes de développement qui pourraient bénéficier à l'ensemble des fonds les composant. On peut ainsi supposer une relation positive entre les flux nets du fonds et les flux nets totaux de la zone géographique dans laquelle le fonds est spécialisé.

Enfin, on prend en compte l'effet de la taille de la famille à laquelle appartient le fonds mesurée par le logarithme du nombre de fonds de la famille. Les grandes familles sont, en général, mieux connues des investisseurs, ce qui permet aux fonds membres de la famille de réduire les coûts de recherche et donc d'attirer plus d'investisseurs.

3.2. Technique d'estimation

A l'origine, nous disposons d'un tableau de données en panel non cylindré : les fonds (les individus) sont suivis sur toute ou partie de la période. Sur ce type de données, il peut y avoir deux formes générales de dépendance. Les résidus d'un individu donné peuvent être corrélés dans le temps, on parle alors de l'effet individuel (*firm effect*). Dans le deuxième type de dépendance, l'effet temporel (*time effect*), les résidus à une date donnée peuvent être corrélés entre les individus. Or les données qu'on utilise dans cette étude présentent potentiellement des effets individuels et temporels : on peut imaginer à la fois que certains chocs de marché affectent simultanément les flux que connaissent tous les fonds (effet temporel), mais aussi qu'un choc (lié peut-être à des effets de réputation non pris en compte dans les régresseurs) sur les entrées dans un fonds ait des effets durables.

Or, il est bien connu que lorsque les résidus sont corrélés, les estimateurs sont sans biais et convergents mais les écart-types associés aux estimateurs peuvent être biaisés. Malgré cela, la plupart des résultats dans les études antérieures sont obtenus par la méthode MCO standard ou la méthode de Fama et Macbeth (1973). Petersen (2005) montre que les écart-types des estimateurs de la méthode MCO peuvent être sur ou sous-estimés en présence de l'effet individuel et/ou l'effet temporel, et que la méthode de Fama et Macbeth (1973), destinée à corriger l'effet temporel, fournit des écart-types biaisés s'il existe des effets individuels dans les données. Dans notre étude, on utilise la méthode des *clusters*, présentée par Cameron, Gelbach et Miller (2006) et Thompson (2006), qui permet de corriger les biais des écart-types en considérant les deux dimensions (individuelle et temporelle). L'exposé de cette méthode, qui s'apparente à une extension de la méthode de White (1980) aux données de panel, est développé en annexe 2. Elle a pour avantages relativement à l'estimation par les Moindres Carrés Généralisés de ne pas nécessiter de spécification du processus générateur des erreurs et de permettre de traiter simultanément d'éventuels problèmes d'hétéroscédasticité.

4. Les résultats

La relation (1) est testée tout d'abord pour l'ensemble des fonds, puis au sein de chaque catégorie.

4.1. La relation entre les flux nets et la performance des fonds toutes catégories confondues

Les résultats sont présentés dans le tableau 3. Les effets des variables de contrôle sont très proches de ceux obtenus par Sirri et Tufano (1998). Précisément, ici comme dans les relations testées par la suite (4.2), le coefficient associé à la variable «taille» est significativement négatif, ce qui traduit que les fonds les plus petits connaissent des taux de croissance moyens plus élevés. Comme nous pouvions le supposer, les entrées dans une catégorie influencent positivement les flux nets connus par chaque fonds de cette catégorie. Comme dans le cas américain, le coefficient associé au risque est généralement négatif, mais n'est pas significatif. De plus, les fonds qui appartiennent aux grandes familles connaissent plus d'entrées toutes choses égales par ailleurs, ce qui pourrait être lié à des coûts de

recherche plus faibles que dans les petites familles. Enfin, conformément à l'intuition, les jeunes fonds attirent plus, toutes choses égales par ailleurs, les investisseurs, alors que les «vieux» fonds n'obtiennent pas plus de souscriptions malgré leur longue période d'existence.

Si l'on s'intéresse à présent à la relation entre l'attractivité des fonds et leurs performances relatives passées, on peut observer tout d'abord que la comparaison des résultats des rangs calculés selon différents horizons de prévision (panels 1 à 4) semble plaider pour la configuration selon laquelle les investisseurs s'intéresseraient aux classements à relativement court terme (6 mois ou un an). En effet, pour des horizons de calcul des rangs de rentabilité supérieurs à un an, il ne semble pas y avoir d'influence des classements sur l'attractivité des fonds. Des résultats plus cohérents sont obtenus avec les horizons les plus courts. Dans ces cas là, on observe une convexité de la relation : les coefficients associés aux déciles les plus faibles ne sont pas significatifs –il n'y a pas en particulier des sorties significatives des fonds les moins performants- tandis que l'influence des rangs au sein des fonds les plus performants est positive et significative. Lorsque les rangs sont calculés à partir des performances sur les 6 derniers mois, on s'explique mal le coefficient positif associé au décile 5 alors que les déciles supérieurs (6 à 8) ne semblent pas obtenir plus d'entrées. En fait les résultats les plus logiques sont ceux fondés sur les rentabilités à 1 an où seul le dernier décile a un coefficient significatif et positif : le tournoi entre fonds serait fondé sur les rentabilités relatives de l'année précédente et ne bénéficierait qu'aux 10% des meilleurs fonds.

De plus, comme le prédit la littérature, la convexité de la relation paraît plus forte pour les jeunes fonds (ici moins de 3 ans d'existence) : dans le premier décile du panel 5, l'influence du rang est deux fois plus importante que pour l'ensemble des fonds, même si ici encore, on s'explique mal la significativité du décile 6.

La comparaison des résultats pour l'horizon de 1 an avec le cas américain montre des différences notables. Pour les fonds américains, l'influence des rangs sur l'attractivité touche ceux qui appartiennent aux 20% les plus performants (Sirri et Tufano (1998)), alors que cet effet ne vaut que pour le premier décile de performance dans le cas français. Cela étant, l'effet est ici quantitativement plus important que pour les fonds américains. Ainsi, dans une catégorie qui comprendrait 100 fonds, un fonds français passant du 10^{ème} au 1^{er} rang bénéficierait d'environ 33% de flux supplémentaires contre 16% aux Etats-Unis. Toutefois, il faut noter qu'un fonds qui passerait du 20^{ème} au 1^{er} rang connaîtrait dans les deux cas des flux

proportionnellement équivalents. En fait, la pente plus forte obtenue dans le cas français, compense en quelque sorte le fait qu'elle ne semble jouer que pour les 10% les meilleurs.

Tableau 3 : La relation entre flux nets et performance des fonds

Entre parenthèses les coefficients T de Student. En gras, le coefficient est significatif à 5%, en italique significatif à 10%.

Panel 1 : Les rangs sont obtenus à partir du classement de tous les fonds sur la base de leur rentabilité des 6 derniers mois. Panel 2 : Les rangs sont obtenus à partir du classement de tous les fonds sur la base de leur rentabilité de l'année précédente. Panel 3 : Les rangs sont obtenus à partir du classement de tous les fonds sur la base de leur rentabilité des deux années précédentes. Panel 4 : Les rangs sont obtenus à partir du classement de tous les fonds sur la base de leur rentabilité des trois années précédentes. Panel 5 : Les rangs sont obtenus à partir du classement des jeunes fonds sur la base de leur rentabilité de l'année précédente.

| Variables | Panel 1 6 mois | Panel 2 1 an | Panel 3 2 ans | Panel 4 3 ans | Panel 5 Jeunes fonds (1 an) |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|-----------------------------------|
| Constante | 1.94 (6.95) | 2.37 (5.13) | 2.15 (5.90) | 2.19 (6.17) | 3.16 (3.55) |
| décile1 | 5.50 (1.09) | -0.43 (-0.14) | -1.40 (-0.56) | -0.26 (-0.13) | 3.06 (0.72) |
| décile2 | -1.92 (-0.89) | -0.58 (-0.41) | 6.70 (1.45) | 3.38 (1.27) | -1.07 (-0.31) |
| décile3 | -1.23 (-1.08) | -0.34 (-0.26) | -2.13 (-0.51) | -4.68 (-2.07) | -3.67 (-0.90) |
| décile4 | 1.15 (1.20) | 5.16 (1.26) | -1.75 (-0.67) | 6.03 (1.29) | 18.34 (1.35) |
| décile5 | 4.29 (2.00) | -3.55 (-1.05) | -1.21 (-1.00) | -3.92 (-1.02) | -14.31 (-1.33) |
| décile6 | -3.04 (-1.28) | 1.96 (1.54) | 3.96 (2.83) | 1.59 (1.39) | 6.66 (2.41) |
| décile7 | 0.22 (0.15) | -0.47 (-0.34) | -1.19 (-0.73) | 0.75 (0.46) | -1.75 (-0.51) |
| décile8 | -0.46 (-0.38) | 0.88 (0.61) | -0.22 (-0.20) | -0.001 (-0.01) | -1.11 (-0.34) |
| décile9 | 2.47 (1.89) | -0.10 (-0.06) | 1.56 (1.19) | 0.65 (0.45) | 0.61 (0.18) |
| décile10 | 2.92 (1.73) | 3.29 (2.25) | -0.21 (-0.15) | -0.18 (-0.13) | 6.57 (2.94) |
| taille | -0.26 (-5.61) | -0.26 (-5.51) | -0.26 (-5.70) | -0.26 (-5.47) | -0.38 (-3.33) |
| entrees_categorie | 0.001 (6.17) | 0.001 (6.31) | 0.001 (6.36) | 0.001 (6.58) | 0.002 (4.00) |
| risk | -0.20 (-0.24) | -0.91 (-0.98) | 0.30 (0.23) | 0.83 (0.48) | -0.31 (-0.18) |
| jeune | 0.27 (3.08) | 0.27 (3.12) | 0.28 (3.20) | 0.29 (3.08) | – |
| vieux | 0.03 (0.72) | 0.03 (0.82) | 0.03 (0.66) | 0.03 (0.71) | – |
| taille_famille | 0.11 (4.57) | 0.11 (4.69) | 0.11 (4.73) | 0.11 (4.72) | 0.12 (2.68) |
| R ² | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 |

Deux éléments viennent toutefois modérer ce constat. On observe la faiblesse du coefficient de détermination qui vaut dans tous les cas aux alentours de 2%, soit une valeur

bien inférieure à celle des estimations identiques dans le cas américain⁸. De plus, le coefficient de décile¹⁰ est moins significatif au sens des p-values (ou probabilités de rejeter à tort) plus importantes dans le cas français.

Cette faiblesse pourrait traduire, conformément aux conclusions de Jondeau et Rockinger (2004), les spécificités du cas français dans lequel les fonds sont largement distribués par les banques et sociétés d'assurance, ce qui implique une clientèle plus « captive » que dans le cas américain. Elle peut aussi s'expliquer par le fait que certaines catégories retenues ici ne sont pas homogènes. Il paraît, de ce fait, intéressant d'aller examiner la relation pour chaque catégorie

4.2. La relation au sein des différentes catégories

Cette partie vise à vérifier si la relation entre les flux nets et la performance relative est différente à l'intérieur de chaque catégorie des fonds. En effet Ruenzi (2005) s'est intéressé aux divergences des degrés de convexité entre différents segments de marché. Il distingue entre les segments larges (qu'il qualifie de « standards ») des segments plus étroits ou spécialisés et montre que la convexité de la relation flux-performances est plus forte pour les premiers. Les explications de ces différences sont à relier aux arguments théoriques développés plus haut (cf 1.2). Ainsi, il y aurait sur ces segments « standards » une part plus importante de primo-investisseurs lesquels seraient sujets aux biais de finance comportementale, en particulier à l'effet de disposition. Par ailleurs, les fonds les plus médiatisés en raison de leur classement passé, que ce soit par la presse populaire, ou par les familles de fonds et pour lesquels par conséquent les coûts de recherche sont plus modérés appartiennent habituellement aux segments standards.

Au contraire les investisseurs plus sophistiqués –il peut s'agir de clientèle riche et bien conseillée, ou d'investisseurs institutionnels- seraient surreprésentés dans les segments spécialisés et seraient moins touchés par les biais comportementaux. Sur ce point, nous pouvons ajouter que les décisions de placements des investisseurs plus sophistiqués ne se fondent probablement pas sur la simple observation des rangs de rentabilité, mais sur des critères plus larges avec prise en compte du niveau de risque, et d'un portefeuille de référence, la qualité d'un fonds pouvant être évaluée par la faiblesse de sa *tracking error*. Ainsi dans les

⁸ La faiblesse du coefficient de détermination s'explique aussi par l'absence de prise en compte d'effets fixes dans la relation. Toutefois, cela n'explique pas l'écart aux résultats américains où il dépasse les 14%.

segments où ils sont plus représentés, l'argument du rang de rentabilité jouerait un rôle moins important dans la compétition que se font les fonds pour attirer les investisseurs.

Pour évaluer ces divergences de convexité, nous avons réalisé les régressions précédemment menées pour chaque sous-échantillon qui contient les fonds de même catégorie, en identifiant les segments de marché aux catégories. Les fonds français et dans une moindre mesure les fonds de la zone Europe sont susceptibles de correspondre à des segments standards, tandis que des investisseurs plus sophistiqués pourraient investir dans les marchés plus spécialisés, sur des zones géographiques ou sur des secteurs.

Tableau 4 : La relation entre flux nets et performance des fonds par catégories

Entre parenthèses les coefficients T de Student. En gras, significatif à 5%, en italique significatif à 10%.

| Variables/ catégories | Amérique | Asie | Europe | France | International | Secteur |
|-----------------------|-------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| Constante | 4.60 (1.52) | 0.70 (2.33) | 2.48 (2.53) | 2.00 (2.91) | 0.45 (1.62) | 4.01 (3.17) |
| decile1 | -3.03 (-0.34) | -0.43 (-0.25) | -3.43 (-0.67) | -3.19 (-0.97) | 3.98 (1.74) | 2.79 (0.51) |
| decile2 | 6.92 (0.92) | -0.38 (-0.23) | -2.89 (-0.90) | 0.77 (0.63) | -0.60 (-0.28) | 0.05 (0.02) |
| decile3 | -8.58 (-0.77) | 6.92 (2.27) | 1.20 (0.75) | -0.49 (-0.57) | -0.40 (-0.18) | -4.38 (-1.11) |
| decile4 | 44.96 (1.01) | -3.93 (-1.27) | 0.28 (0.19) | 0.41 (0.35) | 9.38 (0.83) | 2.52 (1.15) |
| decile5 | -33.25 (-1.00) | -1.47 (-0.72) | 0.41 (0.24) | 4.72 (1.38) | -11.55 (-0.88) | -0.70 (-0.37) |
| decile6 | -5.29 (-0.98) | 1.99 (0.86) | 2.75 (1.28) | -2.01 (-0.61) | 4.78 (1.23) | 5.74 (1.47) |
| decile7 | 3.56 (0.61) | 1.11 (0.44) | -1.80 (-0.54) | 1.60 (0.47) | -1.18 (-0.80) | -4.12 (-1.01) |
| decile8 | 5.49 (1.22) | -0.52 (-0.22) | 1.91 (0.76) | -2.62 (-0.76) | 0.18 (0.15) | 3.67 (0.73) |
| decile9 | -7.26 (-1.23) | -0.25 (-0.10) | -0.97 (-0.32) | 0.39 (0.23) | 0.53 (0.35) | 6.75 (0.88) |
| decile10 | -2.31 (-0.35) | 1.63 (0.58) | 3.21 (1.97) | 5.03 (2.18) | 2.38 (0.99) | 4.54 (0.70) |
| Taille | -0.71 (-1.37) | -0.07 (-3.13) | -0.24 (-4.29) | -0.17 (-3.04) | -0.12 (-2.84) | -0.45 (-3.38) |
| entrees_categorie | 0.01 (1.24) | 0.01 (8.11) | 0.001 (3.18) | 0.001 (3.36) | 0.002 (1.75) | 0.003 (1.81) |
| Risk | 18.97 (1.03) | -1.98 (-1.91) | -0.83 (-0.39) | -5.98 (-3.40) | 0.71 (0.25) | -4.61 (-1.68) |
| Jeune | 0.70 (1.04) | 0.09 (0.97) | 0.15 (1.24) | 0.29 (2.46) | 0.39 (2.03) | 0.32 (1.18) |
| Vieux | -0.27 (-0.90) | 0.03 (0.40) | 0.05 (0.45) | 0.01 (0.23) | -0.06 (-1.28) | -0.08 (-0.44) |
| taille_famille | 0.28 (1.52) | -0.04 (-1.66) | 0.16 (2.88) | 0.04 (2.08) | 0.09 (0.97) | 0.14 (2.21) |
| R ² | 0,05 | 0,23 | 0,04 | 0,05 | 0,02 | 0,04 |

Les résultats montrent que les deux catégories qui peuvent être considérées comme les plus «*standard*», France et Europe, connaissent une relation convexe entre les flux nets et la performance. Plus intéressant, la zone France, sans doute plus «familiale» et plus «homogène» que la zone Europe, correspond au cas où la convexité est la plus marquée. Toutefois nous devons encore remarquer que la relation, comme en atteste la faiblesse des coefficients de détermination, est encore une fois peu explicative de flux de fonds.

Dans les autres zones plus «spécialisées» comme Amérique ou Asie, les flux nets des fonds ne sont pas influencés par la performance. Pour ces segments, on peut envisager une hypothèse alternative. L'attractivité de ces fonds spécialisés serait liée à un effet de mode : le coefficient de détermination est beaucoup plus élevé dans les régressions individuelles que dans la régression globale précédente et particulièrement pour la zone Asie, cela s'explique surtout par la variable «entrées-catégories», représentant la tendance au cours du trimestre en question à investir dans cette zone.

Conclusion

Il semble donc que dans le cas des OPCVM actions français, la convexité de la relation flux-performance existe, mais qu'elle semble moins marquée que dans le cas des *mutual funds* américains. Ce résultat tient peut-être au caractère plus captif de la clientèle des fonds français qui sont largement distribués par les banques et les sociétés d'assurances. Ainsi, lorsque la période utilisée pour calculer la rentabilité est d'un an, seuls les fonds appartenant aux 10% les meilleurs du marché obtiennent plus de souscriptions alors que dans le cas des fonds américains les fonds appartenant aux 20% les meilleurs du marché commencent à attirer plus de clients.

Les résultats montrent aussi que les investisseurs fondent probablement leur prévision sur des comparaisons de la rentabilité à relativement court terme (1 an). Ce qui est aussi compatible avec les résultats américains. Ainsi, les gérants de fonds pourraient être plus incités à parier sur la chance et prendre des risques pour remonter dans le classement. Par ailleurs, la convexité n'apparaît significativement qu'au sein des segments plus standardisés - et probablement les plus accessibles à un public d'investisseurs peu sophistiqués. Enfin, dans toutes les régressions le caractère explicatif de la relation reste très faible.

Ainsi, s'il existe des effets tournoi, ils devraient être moins importants que dans le cas des fonds américains et ne concerner que le groupe des fonds orientés sur les actions

françaises, et éventuellement européennes. Ce sont donc sur ces marchés que des prises de risque spécifiques pourraient se développer. Cela pourrait justifier les résultats des travaux de Bellando & Ringuedé (2007) et (2009) : le premier travail considère l'ensemble des fonds tandis que le second se limite aux fonds actions françaises, et dans ce dernier cas, il est montré que les prises de risque en fin d'année sont plus importantes.

Une autre implication de nos résultats pour les fonds actions françaises est liée à la stratégie de subventions croisées entre les fonds (ou *cross-fund subsidization*) appliquée par les familles de fonds. Ainsi, elles auraient des incitations à «pousser» certains fonds dans les segments ayant une convexité plus forte de la relation les flux et la performance pour que ces fonds deviennent les «stars» de leur catégorie et donc attirent plus de clients pour la famille. Ce point pourrait faire l'objet de recherches ultérieures.

Références

Barber, Odean & Zheng (2003), "Out of Sight, Out of Mind: The Effects of Expenses on Mutual Fund Flows" *Working Paper*.

Barber, Odean & Zheng. (2000), The Behavior of Mutual Fund Investors, *Working Paper*.

Bellando (2008), Le conflit d'agence dans la gestion déléguée de portefeuille : une revue de littérature, *Revue d'Economie Politique* 118 (3) pp317-339.

Bellando & Ringuedé (2007), Compétition entre fonds et prise de risque excessive: une application empirique au cas des OPCVM actions de droit français, *Document de Recherche du LEO* 2007-7.

Bellando & Ringuedé (2009) Compétition entre fonds et prise de risque excessive : une application empirique au cas français. *Document de Recherche du LEO* 2009-3.

Ber & Ruenzi (2006), On the Usability of Synthetic Measures of Mutual Fund Net-Flows, , *CFR Working paper n°04-05*.

Berk & Green. (2004), "Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets" *Journal of Political Economy*, 112, 1269-1295.

Broihanne. (2006), Fund Tournament and Equity Portfolio Managers Risk-Taking, *Working Paper*.

Cameron, Gelbach & Miller (2006), Robust Inference with Multi-way Clustering, *NBER Technical Working Paper* 327.

Chen, Hong, Huang, & Kubik (2002), "Does Fund Size Erode Performance? Liquidity, Organizational Diseconomies and Active Money Management". *Working Paper*.

Chevalier Judith A. & Ellison, Glenn D. (1997), Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives, *The Journal of Political Economy*, 105(6) pp1167-1200.

Gaspar, Massa & Matos (2006), Favoritism in Mutual Fund Families? Evidence on Strategic Cross-Fund Subsidization, *Journal of Finance*, 61(1) pp 73-104.

Goetzmann & Peles. (1997), Cognitive Dissonance and Mutual Fund Investors, *Journal of Financial Research*, 20(2), pp. 145-158.

Guedj & Papastaikoudi (2005), Can Mutual Fund Families Affect the Performance of Their Funds ?, *Working paper*.

Huang, Wei, & Yan (2006), "Participation Costs and the Sensitivity of Fund Flows to Past Performance, *7th Annual Texas Finance Festival Paper*.

Ippolito (1992), Consumer Reaction to Measures of Poor Quality: Evidence from the Mutual Fund Industry, *Journal of Law and Economic*, 35(1) pp 45-70.

Jondeau & Rockinger (2004) "The Bank Bias: Segmentation of French Fund families" *Notes d'Etudes et de Recherches de la Banque de France* n°107.

Kempf & Ruenzi (2007), Family Matters: The Performance Flow Relationship in the Mutual Fund Industry, *CFR Working paper* n°04-05.

Khorana & Servaes (2004), Competition and Conflicts of Interest the U.S. Mutual Fund Industry, *Working paper*.

Lynch & Musto (2003), How Investors Interpret past Fund Returns, *Journal of Finance*, 58(5), pp 2033-2058.

Massa (2003), How do Family Strategies Affect Fund Performance? When Performance – maximization is not the Only Game in Town, *Journal of Financial Economics*, 67, pp 249-304.

Nanda, Wang & Zheng (2003), Family values and the Star Phenomenon, *Working paper*.

Newey & West (1987), A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, **55**, pp 703–708.

Pagani (2006), Implicit Incentives and Tournament Behaviour in the Mutual Fund Industry, *Working Paper, San José State University*.

Pagani (2006), The Determinants of the Convexity in the Flow-Performance Relationship, *Working Paper, San José State University*.

Petersen (2005), Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches, *NBER working paper* n°11280, à paraître dans *Review of Financial Studies*.

Ruenzi (2005), Mutual Fund Growth in Standard and Specialist Market Segments, *Financial Markets and Portfolio Management*, 19(2), pp 153-167.

Shefrin & Statman (1985). The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence. *Journal of Finance*, 40, pp 777-790.

Sirri & Tufano (1998), Costly Search and Mutual Fund Flows, *Journal of Finance*, Vol 53, n°5, pp 359- 375.

Stracca (2005) “Delegated Portfolio Management: a Survey of the Theoretical Literature”, *European Central Bank Working Papers Series* n° 520.

Thompson (2006), Simple Formulas for Standard Errors that Cluster by Both Firm and Time, *Working paper*.

White (1980) A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica* 48(4) , pp. 817-838.

Annexe 1 : Régression *piecewise*

On s'intéresse ici une relation non linéaire entre les flux nets du fonds et la performance relative (ou le rang des fonds). L'idée générale est que les investisseurs réagissent de façon différente selon le niveau de la performance des fonds. Dans le but d'illustrer la méthode de manière très simple, on considère seulement trois niveaux de la performance relative.

La fonction à estimer est :

$$\begin{aligned} flux_nets &= \alpha_1 + \beta_1 rang + \varepsilon_1 & si\ rang \leq rang1 \\ &= \alpha_2 + \beta_2 rang + \varepsilon_2 & si\ rang1 < rang \leq rang2 \\ &= \alpha_3 + \beta_3 rang + \varepsilon_3 & si\ rang > rang2 \end{aligned}$$

Les valeurs de seuil, fixées par l'analyste, *rang1* et *rang2* sont appelées les nœuds. Pour combiner ces trois équations, on peut utiliser le modèle suivant :

$$flux_nets = \alpha_1 + \beta_1 rang + D_1 \delta_1 + D_1 \gamma_1 rang + D_2 \delta_2 + D_2 \gamma_2 rang + \varepsilon \quad (A1)$$

Avec :

$$\begin{aligned} D_1 &= 1 & si\ rang1 < rang \leq rang2 \\ &= 0 & si\ non \end{aligned}$$

$$D_2 = 1 \quad \text{si } rang > rang2 \\ = 0 \quad \text{si non}$$

Cette régression correspond à une courbe continue combinant par ses trois segments. Les pentes de ces segments sont respectivement : $\beta_1, \beta_1 + \gamma_1, \beta_1 + \gamma_1 + \gamma_2$. Une fonction continue par morceaux (*piecewise*) exige que les segments doivent se joindre aux nœuds. On a alors :

$$\alpha_1 + \beta_1 rang1 = (\alpha_1 + \delta_1) + (\beta_1 + \gamma_1) rang1 \\ (\alpha_1 + \delta_1) + (\beta_1 + \gamma_1) rang2 = (\alpha_1 + \delta_1 + \delta_2) + (\beta_1 + \gamma_1 + \gamma_2) rang2$$

Ces deux restrictions conduisent à : $\gamma_1 rang1 = -\delta_1$ et $\gamma_2 rang2 = -\delta_2$

La relation (A1) devient :

$$flux_nets = \alpha_1 + \beta_1 rang + \gamma_1 D_1(rang - rang1) + \gamma_2 D_2(rang - rang2) + \varepsilon$$

Réécrire cette régression sous la forme traditionnelle d'une régression linéaire à multiples variables:

$$flux_nets = \alpha_1 + \beta_1 tercile_1 + \beta_2 tercile_2 + \beta_3 tercile_3 + \varepsilon$$

Avec :

$$tercile_1 = rang \quad \text{si } rang \leq rang1 \\ tercile_2 = rang - rang1 \quad \text{si } rang1 < rang \leq rang2 \quad \text{et } 0 \quad \text{sinon} \\ tercile_3 = rang - rang2 \quad \text{si } rang > rang2 \quad \text{et } 0 \quad \text{sinon}$$

Appliquons cette méthode à la régression où on considère dix niveaux différents de la performance relative.

$$flux_nets = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{10} decile_i + \varepsilon$$

Un exemple du calcul des variables $decile_i$ (pour des quelques valeurs de la performance relative, rang) permet d'illustrer la méthode :

| Rang | $decile_1$ | $decile_2$ | $decile_3$ | $decile_4$ | $decile_5$ | $decile_6$ | $decile_7$ | $decile_8$ | $decile_9$ | $decile_{10}$ |
|------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|---------------|
| 0,2 | 0,1 | 0,1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 0,45 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,05 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 0,5 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 0,8 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0 | 0 |

| | | | | | | | | | | |
|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|
| 0,95 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,05 |
| 1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 |

Annexe 2 : La méthode économétrique d'estimation avec double *clusters*

Dans notre étude, nous utilisons la méthode des clusters (ou groupes), présentée par Cameron, Gelbach et Miller (2006) et Thompson (2006), qui permet de corriger les biais des écart-types en considérant que des corrélations temporelles et individuelles pourraient coexister. Cette méthode est dérivée de celle de White (1980) dans le cas particulier de données de panel avec groupes.

La méthode des clusters à deux dimensions (*Two-way clustering*) étant la généralisation de celle des clusters à une dimension (*One-way clustering*), nous commençons par présenter cette dernière.

Cluster à une dimension

On considère un modèle linéaire:

$$y_{ng} = X'_{ng} \beta + u_{ng}$$

dans lequel les individus sont caractérisés par leur place dans l'échantillon (n=1 à N individus) et par leur appartenance à un groupe ou cluster (g=1 à G). Où y_{ng} est la variable expliquée et X_{ng} est le vecteur des k variables explicatives de dimension (k,1). Les erreurs sont supposées de satisfaire les conditions suivantes :

$$E(u_{ng} / x_{ng}) = 0$$

$$E(u_{ng} u_{n'g'} / x_{ng}, x_{n'g'}) = 0 \quad \text{si } n \neq n' \text{ et } g \neq g'$$

Les erreurs des individus ne sont pas corrélées entre les individus de différents groupes. Mais, et c'est ce qui nécessite une correction, les individus appartenant au même groupe peuvent être corrélées et hétéroscédastiques.

En groupant les observations par cluster, on peut écrire :

$$Y_g = X_g \beta + U_g$$

Avec Y_g et U_g sont des vecteurs de dimension $(N_g, 1)$, X_g est une matrice de dimension $(N_g \times k)$ et il y a N_g observations dans le cluster g .

Pour tous les clusters, on peut écrire un modèle général :

$$Y = X\beta + U$$

Où Y et U sont les vecteurs de dimension $(N, 1)$, X est une matrice de dimension $(N \times k)$ avec

$$N = \sum_{g=1}^G N_g .$$

Les estimateurs de la méthode MCO sont calculés par l'équation suivante :

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y = \left(\sum_{g=1}^G X_g' X_g \right)^{-1} \sum_{g=1}^G X_g' Y_g$$

La matrice des variances-covariances des estimateurs :

$$V(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \left(\sum_{g=1}^G X_g' \Omega_g X_g \right) (X'X)^{-1}$$

La matrice des variances covariances des estimateurs dépend de la matrice inconnue :

$$\Omega_g = V(U_g / X_g) = E(U_g U_g' / X_g)$$

L'estimateur de la matrice des variances covariances est :

$$\hat{V}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \left(\sum_{g=1}^G X_g' \hat{U}_g \hat{U}_g' X_g \right) (X'X)^{-1} = (X'X)^{-1} \hat{B} (X'X)^{-1}$$

$$\text{Avec } \hat{B} = \sum_{g=1}^G X_g' \hat{U}_g \hat{U}_g' X_g = X' \hat{U} \hat{U}' X$$

$$\text{Où } \hat{U} = \begin{pmatrix} \hat{U}_1 \\ \hat{U}_2 \\ \vdots \\ \hat{U}_G \end{pmatrix} \text{ et } \hat{U}' = (\hat{U}_1' \quad \hat{U}_2' \dots \hat{U}_G')$$

$$\text{Alors : } \hat{U} \hat{U}' = \begin{bmatrix} \hat{U}_1 \hat{U}_1' & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \hat{U}_2 \hat{U}_2' & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \hat{U}_G \hat{U}_G' \end{bmatrix}$$

car $\hat{U}_g \hat{U}_{g'}' = 0$ si $g \neq g'$ puisque les résidus ne sont pas corrélés entre les différents clusters)

On a donc :

$$\begin{aligned}
\hat{B} &= X' \hat{U} \hat{U}' X \\
&= X' \begin{bmatrix} \hat{U}_1 \hat{U}_1' & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \hat{U}_2 \hat{U}_2' & & 0 \\ . & & & \\ . & & & \\ 0 & \dots & \hat{U}_G \hat{U}_G' \end{bmatrix} X \\
&= X' \left(\hat{U} \hat{U}' * \begin{bmatrix} E_1 & 0 \dots & 0 \\ 0 & E_2 & 0 \\ . & & \\ . & & \\ 0 & \dots & E_G \end{bmatrix} \right) X
\end{aligned}$$

Où on définit pour chaque groupe g E_g une matrice de dimension $N_g \times N_g$ dont tous les éléments sont égaux à 1.

Nous notons $*$ l'opérateur effectuant le produit d'Hadamard ou produit composante par composante de deux matrices. Par exemple :

$$\begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 3 & 4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1a & 2b \\ 3c & 4d \end{pmatrix}$$

$$\text{On note : } S_G = \begin{bmatrix} E_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & E_2 & & 0 \\ . & & & \\ . & & & \\ 0 & \dots & E_G \end{bmatrix}$$

Les éléments a_{ij} de la matrice S_G sont égaux à 1 si l'observation i et l'observation j appartiennent au même groupe et égaux à 0 sinon.

On a alors : $V(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \hat{B} (X'X)^{-1}$ avec $\hat{B} = X'(\hat{U} \hat{U}' * S_G)X$ (A2)

La matrice des variances covariances est estimée de manière suivante. On estime d'abord les paramètres β par les MCO. A partir de ces estimateurs, on construit les séries des résidus individuels $\hat{u}_n = y_n - X_n \hat{\beta}$ pour déterminer $\hat{U} \hat{U}'$ et donc déterminer \hat{B} et $V(\hat{\beta})$.

Cluster à deux dimensions

Dans la partie précédente, on considère que chaque individu ne peut être caractérisé que par une dimension : son groupe g , chaque observation appartenant à un seul groupe de la

dimension G. On suppose dans cette partie que les observations peuvent être regroupées selon deux dimensions G et H, chaque observation appartenant à la fois au groupe g pour la dimension G et au groupe h pour la seconde dimension où $h \in \{1, 2, \dots, H\}$. Cette configuration correspond par exemple à des données de panel où g serait la dimension individuelle et h la dimension temporelle.

On a :

$$y_{ngh} = X'_{ngh} \beta + u_{ngh}$$

Pour $n \neq n'$ on suppose que : $E(u_{ngh} u_{n'g'h'} / x_{ngh} x_{n'g'h'}) = 0$ si $g \neq g'$ et $h \neq h'$

Cette hypothèse signifie que les erreurs peuvent être corrélées dans chaque groupe mais ne sont pas corrélées entre groupes différents. On détermine la matrice des variances-covariances des estimateurs dans ce cas par simple extension de la relation (A2). La matrice centrale peut alors être réécrite de la façon suivante : $\hat{B} = X'(\hat{U}\hat{U}' * S^{GH})X$

La matrice S^{GH} est de dimension $(N \times N)$ et son élément a_{ij} est égale à 1 ou 0.

$$a_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } i, j \in G \text{ ou } i, j \in H \\ 0 & \text{si non} \end{cases}$$

Avec : i et j représentent l'observation i et l'observation j.

Les variances covariances des estimateurs sont obtenues de la même manière que dans le cas à une seule dimension. En effet, on peut développer S^{GH} de façon suivante : $S^{GH} = S^G + S^H - S^{G \cap H}$ Où les trois matrices S^G , S^H et $S^{G \cap H}$ sont de dimension $(N \times N)$ et les éléments de ces matrices sont égaux à 1 ou 0.

Les éléments (a_{ij}) de la matrice S^G sont déterminés de façon suivante :

$$a_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } i, j \in G \\ 0 & \text{si non} \end{cases}$$

De même, les éléments (b_{ij}) de la matrice S^H sont déterminés :

$$b_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } i, j \in H \\ 0 & \text{si non} \end{cases}$$

On constate que les observations qui appartiennent à la fois à au cluster $g \in \{1, 2, \dots, G\}$ et au cluster $h \in \{1, 2, \dots, H\}$ sont comptées deux fois dans la matrice $(S^G + S^H)$. La soustraction de $S^{G \cap H}$ corrige ce double compté. Les éléments (c_{ij}) de la matrice $S^{G \cap H}$ sont donc déterminés de façon suivante :

$$c_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } i, j \in H \text{ et } G \\ 0 & \text{si non} \end{cases}$$

On a :

$$\begin{aligned} \hat{B} &= X'(\hat{U}\hat{U}' * S^{GH})X \\ &= X'(\hat{U}\hat{U}' * (S^G + S^H - S^{G \cap H}))X \\ &= X'(\hat{U}\hat{U}' * S^G)X + X'(\hat{U}\hat{U}' * S^H)X - X'(\hat{U}\hat{U}' * S^{G \cap H})X \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V(\hat{\beta}) &= (X'X)^{-1} \hat{B} (X'X)^{-1} = (X'X)^{-1} X'(\hat{U}\hat{U}' * S^G)X (X'X)^{-1} \\ &\quad + (X'X)^{-1} X'(\hat{U}\hat{U}' * S^H)X (X'X)^{-1} \\ &\quad - (X'X)^{-1} X'(\hat{U}\hat{U}' * S^{G \cap H})X (X'X)^{-1} \end{aligned}$$

$$\text{Donc : } V(\hat{\beta}) = V(\hat{\beta})_G + V(\hat{\beta})_H - V(\hat{\beta})_{G \cap H}$$

Les trois termes de l'écriture de la matrice des variances des estimateurs peuvent être calculés séparément. $V(\hat{\beta})_G$ et $V(\hat{\beta})_H$ sont respectivement la matrice des variances des estimateurs estimées par la méthode cluster pour la dimension G. et la matrice des variances des estimateurs estimées pour la dimension H. $V(\hat{\beta})_{G \cap H}$ est la matrice des variances des estimateurs estimées en utilisant à la fois les clusters g et h.

Pour les deux dimensions individuelles et temporelles, on a :

$$V(\hat{\beta}) = V(\hat{\beta})_{\text{temps}} + V(\hat{\beta})_{\text{individu}} - V(\hat{\beta})_{\text{temps} \cap \text{individu}}$$

Si dans les données, on n'a qu'une observation appartenant à la fois au groupe g et au groupe h comme c'est le cas pour des données de panel, $V(\hat{\beta})_{G \cap H}$ est la matrice de White (1980) destinée à corriger l'hétéroscédasticité des erreurs.

On a donc :

$$V(\hat{\beta}) = V(\hat{\beta})_{\text{temps}} + V(\hat{\beta})_{\text{individu}} - V(\hat{\beta})_{\text{White}}$$